



Conditions monétaires et activité économique dans la zone euro

Jean-François Goux

► To cite this version:

Jean-François Goux. Conditions monétaires et activité économique dans la zone euro. 2003. halshs-00178561

HAL Id: halshs-00178561

<https://shs.hal.science/halshs-00178561>

Submitted on 11 Oct 2007

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

DOCUMENTS DE TRAVAIL - WORKING PAPERS

W.P. 03-06

Conditions monétaires et activité économique dans la zone euro

Jean-François GOUX

Mai 2003

GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique
UMR 5824 du CNRS
93 chemin des Mouilles – 69130 Écully – France
B.P. 167 – 69131 Écully Cedex
Tél. +33 (0)4 72 86 60 60 – Fax +33 (0)4 72 86 60 90
Messagerie électronique gate@gate.cnrs.fr
Serveur Web : www.gate.cnrs.fr

Conditions monétaires et activité économique dans la zone euro

Jean-François GOUX

Professeur

Université Lyon 2 et GATE – CNRS

93 chemin des Mouilles, 69130 Ecully (France)

tél. : 04 72 86 60 87 ; mail : goux@univ-lyon2.fr

Abstract : *Monetary conditions and economic activity in the euro area.* With a VAR model, we show that the economies of the euro area are strongly dependent on the monetary conditions (short term interest rate, exchange rate). In the long-run, the industrial activity of the area enters in a co-integrating relation with the euro-dollar real exchange rate, the euribor and the money supply M3 in real terms. In the short-run, the influence of monetary policy shocks and exchange rate shocks determines the evolution of industrial production : it reaches its full effect after about one year ; however, the influence of monetary policy through the rate of intervention of the BCE is three times higher than that of exchange rate.

Résumé : Grâce à un modèle VAR, nous montrons que les économies de la zone euro sont fortement dépendantes des conditions monétaires (taux d'intérêt directeur, taux de change). A long terme, l'activité industrielle de la zone entre dans une relation de co-intégration avec le taux de change réel euro-dollar, l'euribor et la masse monétaire M3 en termes réels. A court terme, l'influence des chocs de politique monétaire et de taux de change est déterminante dans l'évolution de la production industrielle : elle atteint son plein effet après environ un an ; toutefois, l'influence de la politique monétaire à travers le taux d'intervention de la BCE est trois fois plus élevée que celle du taux de change.

Key words : VAR model, European economy, money, monetary policy, monetary conditions

Mots-clefs : modèle VAR, économie européenne, monnaie, politique monétaire, conditions monétaires

JEL : E5

1 – Introduction

Depuis plus d'un an, les partisans d'une baisse du taux directeur de la BCE multiplient les pressions et les interventions afin d'obtenir cette décision qu'ils jugent indispensable au soutien de l'activité économique dans la zone euro et en Allemagne en particulier. La hausse

du taux de change de l'euro contre dollar a également réveillé les cassandres qui s'inquiètent du risque de perte de compétitivité des produits exportés. Est ainsi revenu à l'ordre du jour un vieux débat sur le rôle et l'influence des conditions monétaires¹ (taux directeur de la banque centrale, taux de change) sur l'activité économique.

Le thème de la neutralité monétaire, renouvelé, laisse la place aujourd'hui à la question de l'influence, permanente ou transitoire, des chocs monétaires. C'est dans ce cadre que se situe notre contribution. Notre point de départ est un modèle de l'économie européenne correspondant à la zone euro. Il s'agit d'un VECM incluant six variables – indice de la production industrielle, M3, taux d'inflation, taux de change euro-dollar, taux d'intérêt à court terme, taux des fonds fédéraux américains (contrainte extérieure) – assez proche de celui estimé par Anderson et *alii* (2002) pour les Etats-Unis. Ce modèle sera identifié à partir de relations de long terme suggérées par la théorie économique. Il n'a évidemment pas l'ambition de concurrencer celui établi par les économistes de la BCE, Fagan et *alii* (2001), qui est un modèle économétrique traditionnel de beaucoup plus grande dimension. Le modèle VAR que nous construisons n'a d'autre objectif que de nous permettre de répondre à la question de l'influence des conditions monétaires de manière simple et parcimonieuse, mais néanmoins avec une rigueur suffisante. La modélisation des chocs et le comportement dynamique de ce modèle devraient répondre à cette attente.

Dans la section suivante, nous présentons les spécifications du modèle et testons les relations de co-intégration. Dans la section 3, nous déterminons les chocs monétaires structurels et leur influence sur la dynamique du modèle, mettant en évidence un rôle considérable des conditions monétaires sur l'activité économique de la zone euro. La section 4 contient nos conclusions.

2 – Un modèle VAR de la zone euro

Nous allons utiliser les travaux récents de l'économétrie des séries non stationnaires appropriés à une telle situation, en particulier l'approche développée par Johansen (1988, 1991, 1995), Johansen et Juselius (1990, 1992, 1994), Hansen et Juselius (1995), Amisano et Giannini (1997) et surtout Johansen, Mosconi et Nielsen (2000). La théorie de la co-

¹ Nous n'utilisons pas explicitement un indice des conditions monétaires (MCI) à l'instar des banques centrales canadienne ou néo-zélandaise ou de banques privées comme Goldman Sachs. Rappelons qu'un indice de conditions monétaires est une moyenne pondérée d'un taux d'intérêt à court terme et du taux de change effectif et qu'il permet de mesurer les changements dans la rigueur de la politique monétaire d'une économie ouverte. Ces taux sont généralement réels et parfois complétés par d'autres variables : taux long en particulier. Sur cette question, on pourra consulter Freedman (1994), Smets (1997)

intégration multivariée², dans le cadre des modèles auto-régressifs vectoriels (VAR), qu'ils proposent, devrait nous permettre, à la fois, de déterminer un modèle pertinent sans perte d'information - variables en niveau - et de tester différentes hypothèses structurelles grâce au recours systématique à la méthode du maximum de vraisemblance qui se révèle particulièrement adaptée à cet objet.

Nous présentons d'abord la structure du modèle, puis les données, et enfin, l'estimation des relations de co-intégration.

2.1. la structure du modèle

Le modèle de base est un VAR à ($p = 6$) dimensions, dont la forme structurelle peut s'écrire de manière très condensée (en ignorant les termes constants) :

$$A(L)x_t = Bu_t \quad (1)$$

où $A(L)$ est une matrice polynomiale dans l'opérateur de retard L , B est une matrice diagonale, x_t est un vecteur (6×1) de variables stochastiques tel que $x'_t = (f_t \ y_t \ \pi_t \ m_t \ i_t \ s_t)$ dont on trouvera plus loin la présentation détaillée, u_t est un vecteur de chocs structurels orthogonaux de même dimension, avec la matrice diagonale $\text{var}(u_t) = \Lambda$.

La forme réduite, avec des erreurs suivant une distribution de Gauss, est la suivante :

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \mu + \psi D_t + \epsilon_t \quad (2)$$

avec $t = 1, \dots, T$; k est le nombre de retards ; ϵ_t est un terme d'erreur *niid* ($0, \Sigma$) et D_t un vecteur de variables non stochastiques (coefficients saisonniers, trend temporel, variables auxiliaires) ou de variables stochastiques exclues de l'espace de co-intégration (variables incluses dans la dynamique de court terme, mais pas dans l'espace de co-intégration). Pour simplifier, nous ne retiendrons que le trend temporel t et une constante μ . Les matrices A contiennent les coefficients.

Conformément au théorème de représentation de Engle et Granger (1987), le modèle précédent peut être reformulé dans une version à correction d'erreur (VECM) :

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-1} + \mu + \psi D_t + \epsilon_t \quad (3)$$

où les matrices Γ et Π contiennent les coefficients ; les premières concernent les relations de court terme qui sont stationnaires, les secondes, de long terme, qui ne le sont pas. Afin de

²Pour une vision synthétique et complète, le lecteur est renvoyé au dernier ouvrage de Johansen (1995) ainsi qu'à celui d'Amisano et Giannini (1997). On trouvera une présentation en français chez Lardic et Mignon (2002).

rendre $I(0)$ le produit Πx_{t-1} , de manière homogène avec les autres termes, alors que x_{t-1} est $I(1)$, nous introduisons l'hypothèse de co-intégration.

L'hypothèse de co-intégration est formulée comme le rang r de la matrice Π , dans l'équation (4) suivante³.

$$H(r) : \Pi = \alpha\beta' \quad (4)$$

α et β sont des matrices $p \times r$. L'hypothèse $H(r)$ implique que le processus Δx est stationnaire, que x_t est non stationnaire, mais que $\beta'x_t$ devient stationnaire. Lorsque $r = 1$, le vecteur β est le vecteur de co-intégration entre les variables ; il correspond à une seule relation de long terme. Lorsque $1 < r < p$, β est une matrice définissant l'espace de co-intégration ; il existe alors plusieurs relations de long terme. α est le vecteur, ou la matrice, d'ajustement (les poids), c'est-à-dire la mesure de la vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme. Il reste cependant à préciser la forme exacte de la composante déterministe du modèle.

Plusieurs cas de figure sont possibles. On peut les mettre en évidence en décomposant μ et ψ de la manière suivante:

$$\psi = \alpha\psi_1 + \alpha_{\perp}\psi_2$$

$$\mu = \alpha\mu_1 + \alpha_{\perp}\mu_2$$

où α_{\perp} est le vecteur orthogonal complémentaire à α ; ψ_2 est un vecteur $(p - r)$ de coefficients correspondant à un trend quadratique dans les données ; ψ_1 est le vecteur (r) des coefficients du trend linéaire dans les relations de co-intégration ; μ_2 est un vecteur $(p - r)$ des coefficients de pente du trend linéaire dans les données ; μ_1 est un vecteur (r) de constantes dans les relations de co-intégration.

cas 1 : ψ et $\mu \neq 0$: aucune restriction dans le modèle, ce qui impliquerait un trend quadratique dans les données ; aucune des séries statistiques utilisées étant de ce type, nous écarterons *a priori* cette solution.

cas 2 : $\psi_2 = 0$; $\psi_1, \mu_1, \mu_2 \neq 0$: le trend quadratique est exclu, en revanche un trend linéaire est possible dans la relation de co-intégration ; cette solution ainsi que les suivantes permet la présence de variables TS (stationnaires autour d'une tendance linéaire).

³Ce qui signifie que le système comporte au moins $(p - r)$ racines unitaires, correspondant à autant de tendances communes, ou chocs permanents, et au plus r relations de co-intégration.

cas 3 : $\psi = 0$; $\mu_1, \mu_2 \neq 0$: $\mu_2 \neq 0$ autorise la présence d'une tendance linéaire dans les données en niveau et $\mu_1 \neq 0$, la présence d'une constante dans la relation de co-intégration.

cas 4 : $\psi = 0$; $\mu_2 = 0$; $\mu_1 \neq 0$: le trend linéaire dans les données est exclu, seules demeurent les constantes dans les relations de co-intégration.

cas 5 : $\psi = \mu = 0$: cette situation extrêmement restrictive n'est étudiée que dans des cas exceptionnels ; nous l'écartérons *a priori* car rien ne semble la justifier

En retenant le cas le plus général, autrement dit la présence possible d'une tendance linéaire dans la relation de co-intégration, mais en excluant le cas exceptionnel d'une tendance quadratique dans les données, le cas n° 2 sera privilégié. Cette exclusion est assurée en supposant $\psi = \alpha\psi_1$. En retenant l'hypothèse (4) et cette dernière contrainte, le modèle (3) s'écrit :

$$\Delta x_t = \alpha(\beta'x_{t-1} + \psi_1't + \mu_1)x_{t-1} + \alpha_1\mu_2 + \Gamma_1\Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_k\Delta x_{t-k+1} + e_t \quad (5)$$

Cette équation permet de tester non seulement le cas n°2, mais également le cas n°3 en supposant $\psi_1 = 0$, et le cas n°4 en supposant $\psi_1 = 0$ et $\mu_2 = 0$.

Si l'on pense qu'il existe des points de rupture (*breaks* structurels) dans le trend déterministe, on peut également diviser l'échantillon en sous-périodes homogènes⁴. En modifiant le modèle ci-dessus, on peut retenir q sous-périodes, de longueur $T_j - T_{j-1}$, pour $j = 1, \dots, q$ et $0 = T_0 < T_1 < T_2 < \dots < T_q = T$. La dernière observation du j^{ième} échantillon est T_j , tandis que $T_j + 1$ est la première observation de l'échantillon j+1. Comme ci-dessus, un VAR d'ordre k est retenu. En tenant compte des *breaks* structurels dans le trend déterministe, le modèle devient :

$$\Delta x_t = (\Pi, \Pi_j) \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ t \end{pmatrix} + \mu_j + \Gamma_1\Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_k\Delta x_{t-k+1} + e_t \quad (6)$$

pour $t = T_{j-1}+k, \dots, T_j$ et pour $j = 1, \dots, q$. Les innovations e_t sont *niid* de moyenne nulle et de variance Σ . Les paramètres Π , Γ_i et Σ qui se rapportent à la composante stochastique sont les mêmes dans toutes les sous-périodes, alors que les vecteurs Π_j et μ_j relatifs à la composante déterministe peuvent être différents dans chacune des sous-périodes. L'hypothèse de co-

⁴ Cf. Johansen, Mosconi, Nielsen (2000). On trouvera une application récente de cette nouvelle méthode dans Goux(2003).

intégration peut être formulée en terme de rang de la matrice Π seule ou en conjonction avec les matrices Π_j .

Le détail de la procédure économétrique, ainsi que les valeurs critiques se trouvent dans Johansen (1995) pour la méthode standard et dans Johansen, Mosconi et Nielsen (2000) pour la prise en compte des *breaks* structurels. La procédure économétrique utilisée repose, de la même manière, sur la méthode du maximum de vraisemblance que ce soit pour l'estimation des relations ou les différents tests (ratios de vraisemblance).

2.2. Les données et leurs propriétés statistiques

Diverses études antérieures (*cf.* Goux 2003) montrent que la période d'observation peut débuter soit en 1979, à la naissance du SME, soit après les accords du Plaza en septembre 1985, soit après la crise du SME en 1992-1993. Si la première date est retenue, il faut introduire deux *breaks* structurels, si c'est la deuxième : un seul, si c'est la dernière : aucun. Nous retiendrons la deuxième, comme étant un compromis acceptable entre l'actualité des conclusions, qui conduirait à retenir la période la plus courte, et la stabilité des résultats, qui incite à retenir la période la plus longue. Cela nous oblige à utiliser un modèle parcimonieux, autrement dit un petit nombre de variables. Dans ce cadre, nous retiendrons seulement six variables indispensables : le taux de change, un taux d'intérêt représentatif de la politique monétaire, un indicateur d'activité, la quantité de monnaie, les prix ou le taux d'inflation, une contrainte extérieure (taux d'intérêt américain). D'autres variables « extérieures », comme les prix, l'activité ou la quantité de monnaie aux Etats-Unis, n'ont ainsi pas été retenues. Notons, cependant, que si le taux d'intérêt (FFR), l'activité économique et l'inflation sont co-intégrés dans le cas des Etats-Unis, autrement dit, s'il existe une relation de Taylor, le FFR représente, à lui seul, l'ensemble de ces variables. Leur absence n'est donc pas un handicap.

Parmi ces variables sélectionnées, deux séries sont à reconstruire : le taux de change et le taux d'intervention des autorités monétaires.

- le taux de change réel

Principe de la solution : recalculer la valeur de l'euro avant 99 à partir d'une moyenne pondérée des taux de change bilatéraux par rapport au dollar des monnaies participant à l'euro. Trois solutions de pondération : une pondération fixe correspondant à celle retenue au moment de la définition de l'euro ; une pondération variable correspondant à celle de l'ECU⁵ (solution adoptée par l'OCDE) ; une pondération variable établie à partir des échanges de

⁵ Dans ce cas, avant 1999, euro = ECU.

produits manufacturés⁶ (solution adoptée par la BCE à partir de la source BRI). Les deux dernières solutions conduisant à des résultats très proches, elles seront considérées comme équivalentes. La première solution, trop simpliste, sera écartée d'office. Nous retiendrons donc les chiffres de l'OCDE de mars 1979 (naissance de l'ECU) à décembre 1998 en données mensuelles. A partir de janvier 1999, les chiffres officiels seront pris en compte. Cette variable, en logarithme, est notée **e** pour le taux nominal et **s** pour le taux réel, calculé en tenant compte du rapport des indices de prix. Le taux de change ainsi calculé reproduit la valeur du \$ US en euros.

- le taux d'intérêt nominal à court terme

Il est possible de recalculer un taux de marché du type de l'EURIBOR à 3 mois, à partir des taux du même type en Europe. L'OCDE a procédé à une telle rétropolation à partir de janvier 1994 sur la base des taux nationaux pondérés par les PIB. Nous l'avons complétée de mars 1979 à décembre 1993, en calculant la moyenne des taux à 3 mois français (PIBOR) et allemand (FIBOR) considérés comme suffisamment représentatifs de la zone euro (E 11). Cette variable, non transformée, est notée **i**

- la contrainte extérieure : le FFR

Pour les Etats-Unis, nous avons retenu le taux d'intérêt des fonds fédéraux américains (FFR), non transformé, noté **f**, sur la même période.

- l'activité économique : l'indice de la production industrielle

La périodicité mensuelle implique de retenir l'indice de la production industrielle (CVS) pour la zone euro, de mars 1979 à juin 2002. Cette variable, en logarithme, est notée **y**.

- le taux d'inflation

Il est calculé à partir de l'indice des prix à la consommation (zone E 11) (CVS), en logarithme, noté **p**, d'où le taux d'inflation, en différence logarithmique, noté π .

- la masse monétaire M3

Nous avons retenu la masse monétaire M3 (zone E 11) (CVS), en logarithme, notée **m**.

Toutes ces séries sont en données mensuelles, corrigées des variations saisonnières lorsqu'il y a lieu. La source est la base de données de l'OCDE (OECD – MEI). Les test ADF confirment le caractère I(1) des différentes séries⁷. Notons le cas particulier de l'indice des prix, plutôt I(2), puisqu'il a été nécessaire de le différencier deux fois pour le rendre stationnaire. Le taux d'inflation est donc I(1). Nous avons délibérément contourné une difficulté identique en ce

⁶ De type taux de change effectif.

⁷ Résultats disponibles auprès de l'auteur.

qui concerne la masse monétaire dont la nature $I(2)$ n'est pas improbable⁸. La transformation en encaisse réelle ($m-p$) permet de résoudre cette difficulté comme le confirment les tests. Cette série semble également contenir une tendance déterministe linéaire (trend temporel).

2.3. L'identification du modèle VAR

Les caractéristiques retenues sont les suivantes :

- date de début : septembre 1985
- date de rupture : septembre 1992
- possibilité d'une tendance linéaire dans les données en niveau et dans la relation de co-intégration, mais exclusion d'une tendance quadratique (cas n°2)

Le nombre de retards a été fixé à 4. Les tests usuels donnent des résultats peu divergents (cf annexe 1, tableau A1), soit un retard de deux ou trois périodes. Dans la mesure où les tests de normalité fournissent des conclusions peu satisfaisantes pour ce nombre de retards, nous avons utilisé le test de Jarque-Bera afin de déterminer la longueur optimale : nous retiendrons celle qui maximise la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle de normalité pour chacune des équations du VAR. Le nombre de retards finalement retenu est 4. Le résultat est loin d'être parfait (cf. annexe 1, tableau A2), en particulier le défaut de *kurtosis* demeure. Il peut s'expliquer par les valeurs très élevées des taux d'intérêt en Europe lors des attaques spéculatives contre les monnaies et ne remet donc pas directement en cause l'hypothèse de normalité⁹.

Le modèle VAR ainsi spécifié peut donc être considéré comme représentant correctement les données.

2.4. les relations de co-intégration

Le test retenu est celui de la trace, $H(r)$ contre $H(n)$; il permet de déterminer le nombre r de relations de co-intégration présentes¹⁰. Nous retiendrons un seuil de risque de 5 % afin de limiter le nombre de relations. Le tableau 1 met en évidence la présence de 3 relations de co-intégration.

⁸ Une analyse économétrique reconnaissant le caractère $I(2)$ du processus vectoriel est possible (Juselius, 1995), mais elle demeure complexe à mettre en œuvre pour des résultats peu différents d'un modèle $I(1)$. Nous préférons corriger les variables lorsque c'est plausible d'un point de vue économique.

⁹ Johansen et *alii* (2000) considèrent que ce défaut est inhérent au test dans le cas de prise en compte de breaks structurels. L'exemple qu'ils retiennent se heurte d'ailleurs à la même difficulté.

¹⁰ On trouvera chez Johansen (1988, 1991) et Johansen et Juselius (1990) la présentation théorique de ces tests.

tableau 1 : détermination du nombre r de relations de co-intégration

H0 : r	Trace	Valeur critique ¹¹ (5%)
0	218,17	146,88
1	146,43	113,75
2	85,67	84,48
3	50,84	59,11
4	25,28	37,41
5	10,21	18,95

Les relations de co-intégration sont ensuite déterminées selon la méthodologie de Johansen (1995). Les résultats (matrice β) sont ceux du tableau 2.

tableau 2 : détermination de l'espace de co-intégration

f	y	π	m-p	i	s	t1	t2
-0,7698 (0,0573)	0	0	0	1	-0,0884 (0,0120)	-0,00152 (0,00008)	0,00035 (0,00002)
0	1	0	-0,3811 (0,00578)	1,7795 (0,1238)	-0,1365 (0,0260)	0	0
0	0	1	-0,2798 (0,0015)	0	0	0,00121 (0,00005)	0,000825 (0,00002)

Note : entre parenthèses, les écarts-types ; les variables t1, t2 correspondent aux deux tendances linéaires.

Le ratio de vraisemblance calculé à partir du rapport des log-vraisemblances de l'hypothèse nulle et de l'hypothèse alternative est égal à 0,60. Il s'interprète comme un X^2 à 5 degrés de liberté dont le niveau de significativité est de 0,98. Nous acceptons donc sans difficulté l'hypothèse alternative correspondant à cet espace de co-intégration¹².

Afin de mesurer le degré de stabilité, nous déterminons les poids α correspondants, que nous interprétons comme la vitesse moyenne de convergence vers les relations co-intégrantes de moyen terme précédemment définies. Le tableau 3 détaille le vecteur des poids correspondant aux trois relations de co-intégration (notées respectivement $z1$, $z2$, $z3$) pour les différentes variables du VECM. La présence de nombreux signes négatifs est normale étant donné qu'il

¹¹ Valeurs critiques calculées à partir du logiciel Malcolm, compte tenu du *break* structurel.

¹² On trouvera en annexe 2, les graphiques correspondant à ces trois relations.

s'agit d'une correction d'erreur. On remarquera que le signe correspondant à Δi pour la première équation est bien négatif, de même le signe correspondant à Δy pour la deuxième et le signe correspondant à $\Delta \pi$ pour la troisième ; confirmant ainsi la bonne spécification du modèle.

tableau 3 : les poids

	Δf	Δy	$\Delta \pi$	$\Delta(m-p)$	Δi	Δs
$z1_{-1}$	-0,0054	-0,1907	-0,0202	0,0094	-0,0806	-0,2705
$z2_{-1}$	-0,0095	-0,0850	0,0219	-0,0155	-0,0111	0,0860
$z3_{-1}$	-0,0945	-0,2355	-0,1101	0,0253	-0,0505	0,8489

Le VAR contient donc trois relations de co-intégration ; comme il comporte six variables $I(1)$, on devrait pouvoir déterminer trois tendances communes correspondant à trois chocs permanents. Un test d'exogénéité faible¹³ a donc été pratiqué afin de déterminer les variables susceptibles de jouer ce rôle. Le test est un ratio de vraisemblance qui permet de tester l'hypothèse nulle d'exogénéité faible contre l'hypothèse alternative de non exogénéité. Le tableau 4 qui rend compte des résultats montre que deux variables peuvent être considérées comme faiblement exogènes : la masse monétaire réelle M3 et le taux de change réel.

Tableau 4 : tests d'exogénéité faible

variables	f	y	π	m-p	i	s
$X^2(3)$	22,27	26,76	12,71	6,14	31,83	7,95
p	0,0000	0,0000	0,0053	0,1048	0,0000	0,0470

Note : l'exogénéité faible est acceptée quand le niveau de significativité (p) est supérieur à 0,05.

Il manque une variable qui ne peut être que la contrainte extérieure dont l'exogénéité sera imposée. Nous avons tout d'abord tenté d'imposer cette contrainte aux trois relations de co-intégration, mais le test du ratio de vraisemblance nous a conduit à rejeter cette hypothèse. Seule l'exogénéité faible pour la première relation, ou f intervient effectivement est acceptée. Ceci conduit à de nouveaux résultats, très peu différents des précédents, non présentés ici¹⁴. La première équation de co-intégration peut se formuler de manière standard comme suit :

¹³ Cela revient à considérer comme nuls tous les coefficients α (les poids) correspondants à la variable supposée faiblement exogène.

¹⁴ Disponibles auprès de l'auteur.

$$i = 0,77 f + 0,09 s + 0,002 t_1 - 0,0004 t_2 \quad (7)$$

On peut être tenté de l'interpréter comme une relation de parité de taux d'intérêt non couverte, où les tendances temporelles jouent le rôle d'anticipation d'évolution du taux de change. Le taux européen i est égal au taux américain f corrigé des anticipations d'évolution du taux de change ($s \pm t$). Mais le signe du coefficient de la variable taux de change est contraire à celui attendu dans une telle relation. Il est préférable de considérer plus simplement cette équation comme une fonction de réaction, mettant en évidence un rôle directeur du taux américain par rapport au taux européen et une utilisation du taux à court terme en Europe comme variable de contrôle de l'évolution du taux de change, ce qui a effectivement été le cas pendant toute la période du SME.

La deuxième relation de co-intégration met en évidence un impact des conditions monétaires sur l'activité réelle, de type IS¹⁵ :

$$y = -1,78 i + 0,14 s + 0,38 (m-p) \quad (8)$$

S'y ajoute l'influence positive des encaisses réelles traduisant le rôle de la liquidité et également du crédit disponible.

La troisième relation de co-intégration est une équation quantitative :

$$\pi = 0,28 (m-p) - 0,001 t \quad (9)$$

La dérive temporelle a été traitée comme identique dans les deux périodes. Elle peut être interprétée comme la composante déterministe de π .

Pour conclure provisoirement, notons que la présence de l'équation (8) dans l'espace de co-intégration est une première confirmation du rôle des conditions monétaires sur l'activité économique. Nous allons le préciser grâce à l'analyse de l'influence des chocs structurels.

3 – L'influence des chocs structurels

L'effet des différents chocs économiques sera analysé grâce à la méthode issue des travaux de Sims (1980) appliquée au modèle VAR dont nous venons de présenter les propriétés de co-intégration.

3.1. Le modèle VAR structurel

Le modèle VAR décrit par l'équation (2), ou (3) sous la forme VECM, est la version réduite d'un modèle structurel correspondant à l'équation (1). En remplaçant $B^{-1}A(L)$ par $G(L)$ dans cette équation (1), on peut écrire:

$$G(L)x_t = u_t \quad (10)$$

¹⁵ Cf. Christiano et alii (1996), Gali (1992)

L'équation réduite (équation 2) peut s'écrire sous la forme condensée suivante :

$$x_t = C(L) x_{t-1} + e_t \quad (11)$$

où $C(L)$ est une matrice polynomiale dans l'opérateur de retard L et e_t les résidus, avec $\text{var}(e_t) = \Sigma$.

Si l'on note G_0 la matrice des coefficients contemporains et $G_0(L)$ la matrice des coefficients non contemporains, on peut considérer que :

$$G(L) = G_0 + G_0(L) \quad (12)$$

Alors, les paramètres de la forme structurelle et ceux de la forme réduite sont reliés de la manière suivante :

$$C(L) = -G_0^{-1}G_0(L) \quad (13)$$

D'où, la relation entre les chocs structurels et les résidus de la forme réduite :

$$u_t = G_0 e_t \quad (14)$$

que l'on peut également écrire :

$$Bu_t = A_0 e_t \quad (15)$$

avec :

$$G_0 = B^{-1}A_0 \quad (16)$$

ce qui implique :

$$\Sigma = G_0^{-1}\Lambda G_0^{-1'} \quad (17)$$

L'estimation des matrices Λ et G_0 est réalisée à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance, sous réserve d'identification, avec un nombre suffisant de restrictions¹⁶. Plusieurs moyens existent pour déterminer les paramètres de la forme structurelle à partir des paramètres estimés de la forme réduite. Le principe consiste à imposer des contraintes d'identification, soit à long terme, soit de manière instantanée. Dans le cadre de cet article, nous n'imposerons que des restrictions sur la matrice des coefficients contemporains dans la forme structurelle dans la mesure où des contraintes de long terme sont déjà introduites dans le VECM. Deux méthodes permettent d'implanter ces contraintes : la décomposition de Cholesky (VAR semi-structurel) utilisée à l'origine par Sims (1980) et la technique du VAR structurel proposée par Sims (1986) et Bernanke (1986).

Les séries x_t peuvent être, selon les cas, en niveau lorsque les séries sont stationnaires ($I(0)$), en différence première lorsque les séries sont non stationnaires ($I(1)$), en écart par rapport aux relations du VECM lorsque les séries sont non stationnaires et co-intégrées (*cf.* Bruneau, De

¹⁶ Il y a $nx(n+1)$ paramètres à estimer. Σ contient $nx(n+1)/2$ paramètres. Dans la mesure où Λ contient ce même nombre de paramètres, il faut introduire au moins $nx(n+1)/2$ restrictions. En normalisant à 1 les n éléments de la diagonale de G_0 , il reste à introduire au moins $nx(n-1)/2$ restrictions.

Bandt, 1999), ce qui est le cas ici. Les résidus utilisés seront donc ceux du VECM tel qu'il a été identifié précédemment.

3.2. Les résultats

3.2.1. L'identification des chocs

L'identification des chocs a d'abord été effectuée en utilisant la décomposition de Cholesky et en retenant l'ordre des variables préconisé par Peersman et Smets (2001) que l'on peut interpréter comme allant de la variable la plus exogène à la moins exogène, soit : f, y, π, m, i, s . L'ordre d'introduction, en plaçant en tête les variables considérées comme représentant des chocs non monétaires et ensuite celles représentant des chocs monétaires, conformément à Bernanke et Mihov (1995), permet une première identification. L'équation ci-dessous précise ce schéma d'identification fondé sur l'équation, $Bu_t = A_0 e_t$.

$$\begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_f \\ u_y \\ u_\pi \\ u_{MD} \\ u_{MP} \\ u_s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_f \\ e_y \\ e_\pi \\ e_{m-p} \\ e_i \\ e_s \end{bmatrix}$$

L'identification des chocs a ensuite été améliorée en s'inspirant des travaux antérieurs de Sims et Zha(1998), Kim et Roubini (2000), Kim (2001), en les modifiant substantiellement cependant afin de tenir compte des coefficients non significatifs obtenus par la décomposition de Cholesky. Aucune sur-identification n'a été possible au niveau de la matrice B. Le schéma d'identification devient :

$$\begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_F \\ u_y \\ u_\pi \\ u_{MS} \\ u_{MP} \\ u_s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & 0 & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & 0 & a_{53} & 0 & 1 & 0 \\ a_{61} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_f \\ e_y \\ e_\pi \\ e_{m-p} \\ e_i \\ e_s \end{bmatrix}$$

Les chocs structurels, représentés par u_{MS} , u_{MP} , u_{PI} , u_y , u_F , u_S , sont respectivement les chocs d'offre de monnaie, de politique monétaire, de prix, d'offre, extérieur, de taux de change ; et e_{m-p} , e_i , e_π , e_y , e_f , e_s sont les résidus des équations de la forme réduite.

La première ligne traduit l'exogénéité du choc extérieur. La deuxième ligne montre que nous considérons que nous sommes en présence d'un choc d'offre conformément à Kim et Roubini (2000). La troisième ligne revient à considérer le niveau des prix comme répondant avec retard aux différentes variables monétaires et comme étant en partie exogène (influence de l'offre seulement). La quatrième ligne est une fonction simplifiée d'offre de monnaie, essentiellement influencée par le taux d'inflation. La cinquième ligne est une fonction de réaction immédiate (dans le mois) de la banque centrale. Nous retenons une influence du taux des fonds fédéraux américains, ainsi que du taux d'inflation. La dernière ligne de la matrice A_0 représente l'équilibre du marché des changes. Cependant, nous n'avons pas pu retenir l'hypothèse d'efficience du marché, la plupart des coefficients n'étant pas significatifs, seul le taux américain a une influence immédiate.

Le tableau 5 contient les différents coefficients des matrices A_0 et B et leurs statistiques respectives. Les coefficients ont le signe attendu¹⁷. Afin de tester la pertinence globale des restrictions de sur-identification, nous avons calculé un ratio de vraisemblance¹⁸ qui est un X^2 à 7 degrés de liberté dont la valeur égale à 9,51 indique un risque de 21,8 % de rejeter à tort l'hypothèse d'identification. Elle est donc ainsi validée.

tableau 5 : les coefficients des matrices A_0 et B

PARAMETER	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-VALUE	SIGN. LEVEL
A (3, 2)	-0.051	0.0185	-2.74	0.0068
A (4, 1)	0.172	0.0798	2.15	0.0327
A (4, 3)	0.606	0.0745	8.13	0.0000
A (5, 1)	0.062	0.0880	-2.05	0.0414
A (5, 3)	-0.123	0.0844	-1.46	0.1473
A (6, 1)	-2.437	0.8097	-3.01	0.0030
B (1, 1)	0.002	0.0001	20.05	0.0000
B (2, 2)	0.007	0.0003	20.04	0.0000
B (3, 3)	0.002	0.0001	20.05	0.0000
B (4, 4)	0.002	0.0001	20.05	0.0000
B (5, 5)	0.002	0.0001	20.04	0.0000
B (6, 6)	0.019	0.0010	20.05	0.0000

3.2.2. Les effets des chocs

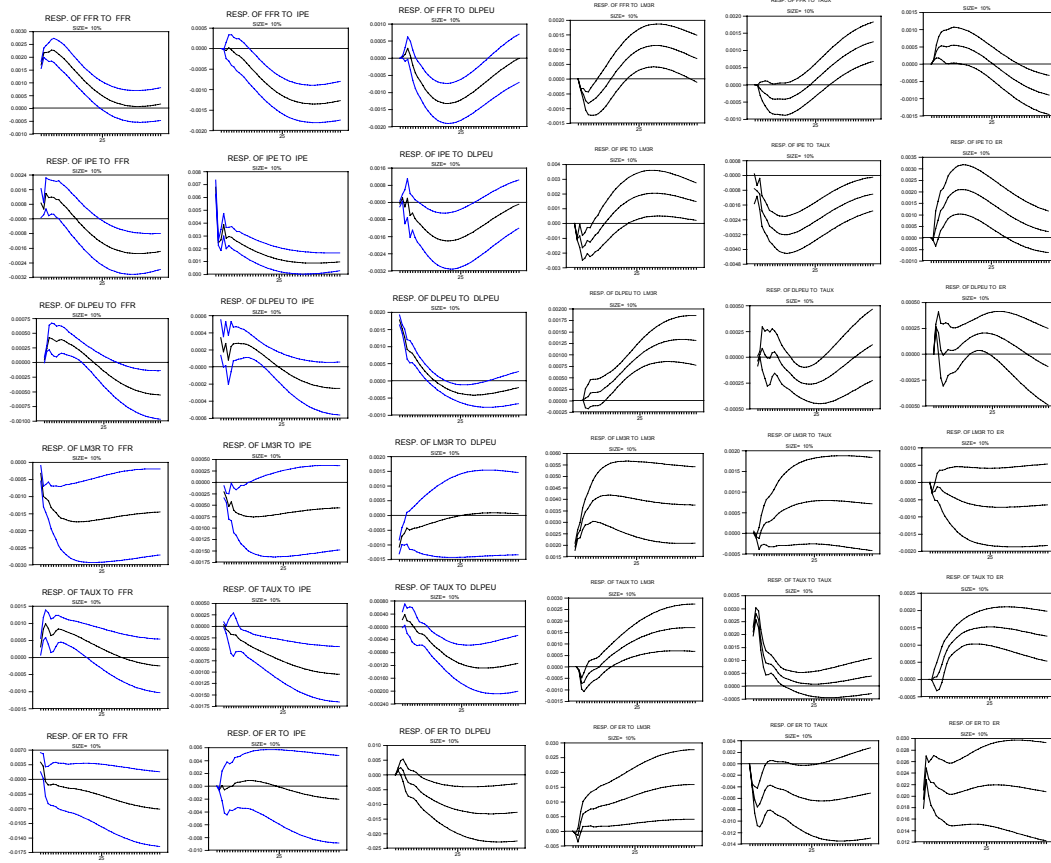
¹⁷ Rappelons que l'interprétation économique s'obtient en inversant les signes des coefficients de la matrice A_0 .

¹⁸ Voir Mosconi (1998)

Les chocs structurels étant identifiés, le modèle VAR est transformé en un modèle VMA (*Moving Average*) qui permet de calculer¹⁹ et de présenter graphiquement la dynamique des différentes variables endogènes à la suite d'un choc structurel d'une ampleur équivalente à un écart-type (tous les chocs sont *a priori* positifs). Le tableau 6 (matrice de graphiques) de la page suivante présente les résultats avec un intervalle de confiance égal à 10 %. Chaque ligne correspond aux effets sur une variable et chaque colonne aux effets d'un même choc sur les différentes variables. La deuxième ligne retiendra plus particulièrement notre attention puisqu'elle traduit l'effet des différents chocs sur l'activité économique mesurée à travers l'indice de la production industrielle.

¹⁹ En inversant la forme auto-régressive, on obtient une représentation en moyenne mobile : $x_t = G^{-1}(L)u_t$

*Tableau 6 : matrice des chocs
structurels*

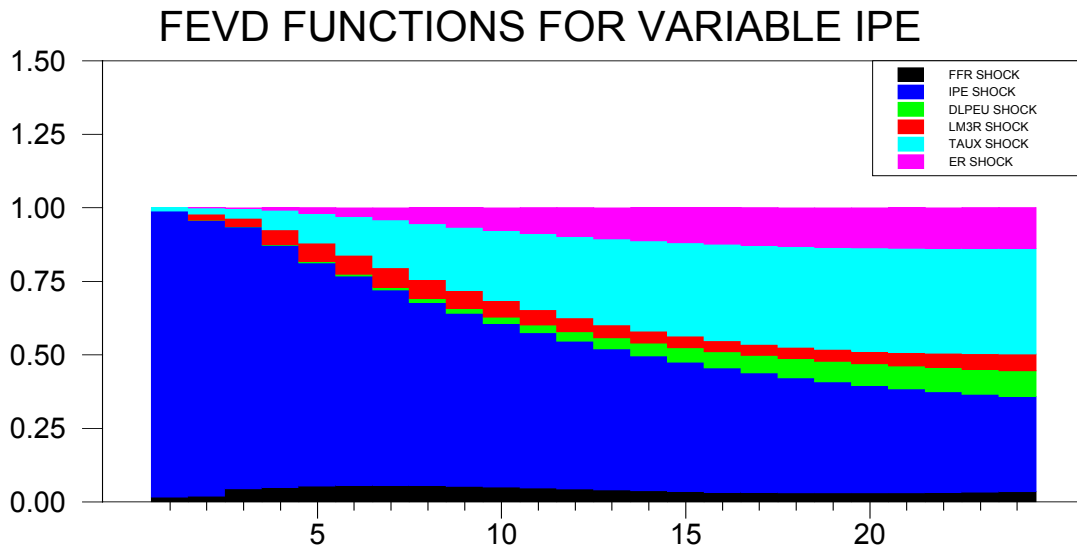


Le choc de politique monétaire (hausse temporaire non anticipée du taux d'intérêt domestique, colonne 5) se traduit par une détérioration rapide et très significative de l'activité économique (graphique 2,5), au-delà même de l'effet attendu. L'effet est durable, autrement dit le choc a un impact persistant (il reste présent pendant 4 ans) mettant en évidence une très forte sensibilité de l'activité de la zone euro par rapport à la politique monétaire. On retrouve là un phénomène mis en évidence depuis plusieurs années par les conjoncturistes de l'INSEE qui estiment²⁰ « qu'une hausse de un point du taux d'intérêt nominal entraîne une diminution de l'activité de l'ordre de 0,7 point de PIB à un horizon de trois ans. On retrouverait ce résultat pour la zone euro dans son ensemble ». Le choc extérieur, simulé à l'aide du taux des fonds fédéraux, a également un effet significatif (graphique 2,1). A court terme l'activité économique de la zone euro est légèrement stimulée, mais après 2 ans elle diminue durablement. On peut l'expliquer par la concurrence exercée par l'économie américaine en croissance, ce dont témoigne la hausse du taux fédéral. Cet effet est renforcé par la baisse du dollar consécutive à une hausse des taux d'intérêt (graphique 6,1), contrairement à l'hypothèse de PTINC. La réponse au choc d'offre de monnaie (graphique 2,4)) est d'abord légèrement négative, elle devient ensuite largement positive et permanente, traduisant là encore l'extrême sensibilité de l'activité de la zone vis à vis des conditions monétaires. On peut également interpréter cette influence de la quantité de monnaie (m-p) comme un choc de demande ayant des conséquences sur l'activité économique. Le choc de taux de change a également un effet important conformément aux attentes : la baisse de la valeur de l'euro augmente la compétitivité extérieure et accroît l'activité économique (graphique 2,6). On notera que l'impact de ce choc est diminué par le fait qu'il entraîne également une hausse du taux d'intérêt (graphique 5,6), ce qui est de nature à réduire l'activité économique et compense partiellement l'effet positif du choc de taux de change, ce qui explique qu'il ne soit pas apparemment durable. On peut donc en déduire que lorsque cette conséquence n'existe pas, l'effet du choc de change doit être plus élevé et permanent. Notons également que cette relance de l'activité économique par une dévalorisation de la monnaie n'est pas sans conséquence sur le niveau des prix puisqu'elle génère une certaine dose d'inflation (graphique 3,6), qui en retour peut légèrement déprimer l'activité économique (graphique 2,3). On retrouve bien, dans notre simulation, tous les effets attendus.

²⁰ Bouscharain et alii (1999)

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision en fonction des différents chocs permet d'apprécier l'impact de ceux-ci à différents horizons. Le graphique 1 montre qu'au terme de deux ans, le choc d'offre représente moins de 50 % de la variabilité de la production industrielle, le choc de politique monétaire un peu plus de 30 %, le choc de taux de change environ 10 % et le choc extérieur moins de 5 %. Le rapport entre l'effet du taux d'intérêt et celui du taux de change est ainsi de l'ordre de trois contre un. Ces pondérations pourraient être utilisées dans la perspective de construction d'un indicateur de conditions monétaires, avec une méthode proche de celle utilisée par Smets (1997) ou Carnot (2002). Nos résultats s'apparentent à ceux obtenus par ce dernier.

Graphique 1 : la décomposition de la variance de l'erreur de prévision de l'indice de la production industrielle



On serait tenté de conclure qu'il convient de réduire la rigueur de ces conditions monétaires afin de favoriser la croissance économique. Rappelons que nos simulations montrent que cela

a un coût. En effet, la ligne 3 du tableau 6 montre qu'une hausse (baisse) du taux d'intérêt se traduit par une baisse (hausse) du taux d'inflation (graphique 3,5). Il en est de même, mais de manière moins nette pour le taux de change (graphique 3,6). Il y a donc toujours bien un arbitrage à effectuer entre inflation et croissance.

4 – Conclusion

Notre modèle VAR de la zone européenne montre que celle-ci est extrêmement sensible aux conditions monétaires (taux d'intérêt et taux de change). Cette influence est démontrée tant au niveau de la relation co-intégrante entre l'activité économique et ces deux variables, qu'à travers la dynamique des chocs structurels de politique monétaire et de taux de change. On peut, à partir de ces résultats, en inférer les pondérations d'un indice des conditions monétaires. Du point de vue de la politique monétaire, il apparaît que l'arbitrage entre inflation et croissance n'a pas disparu, et que s'il est tentant de recommander un allègement des conditions monétaires afin de favoriser l'activité économique, il ne faut pas oublier que cette mesure a un coût en inflation.

Références

- Anderson G.A., Hoffman D.L., Rasche R.H. [2002], “A vector error-correction forecasting model of the US economy”, *Journal of Macroeconomics*, 24, p. 569-598.
- Amisano G., Giannini C. [1997], *Topics in Structural VAR Econometrics*, second edition, Springer Verlag, New York.
- Bernanke B. [1986], « Alternative explanation of the money-income correlation » in : Brunner K., Meltzer A. (ed), *Real Business Cycles, Real Exchange Rates, and Actual Policies*, p. 49-99.
- Bernanke B., Mihov I. [1995], “Measuring monetary policy“, *NBER Working Paper*, n° 5145.
- Bouscharian L., Herbet J.B., Menard L. [1999], “Les réactions des économies européennes à une hausse des taux d’intérêt », *Note de conjoncture*, INSEE, décembre, p. 16-25.
- Bruneau C., De Bandt O. [1999], « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », *Economie et Prévision*, n°131, 1, p. 67-94.
- Christiano L., Eichenbaum M., Evans C. [1996], “The effects of monetary policy shocks : evidence from the flow of funds“, *Review of Economics and Statistics*, février, vol 78-1.
- Carnot N. [2002], “MANEGE : a small macro-econometric model of the French economy”, *Economic Modelling*, 20, p. 69-92.
- Engle R.F., Granger C.W. [1987], “Co-integration and error correction : representation, estimation and testing”, *Econometrica*, 55, p. 251-276.
- Fagan G., Henry J., Mestre R. [2001], “An area-wide model for the euro area”, *Working Paper Series*, ECB, n° 42.
- Freedman C.[1994], « The use of indicators of monetary conditions in Canada » in : Balino T., Cottarelli C. (ed), *Frameworks for Monetary Stability*, IMF, Washington DC, p. 458-476.
- Gali J. [1992], « How well does the IS-LM model fit postwar US data ? », *Quarterly Journal of Economics*, vol 107, n°2, p. 709-738.
- Goux J.F. [2003], “Le taux de change euro-dollar : les leçons du passé à la lumière des nouvelles approches économétriques de la co-intégration avec break structurel dans la composante déterministe », colloque de l’AEA, Marseille, 6-7 mars.
- Hansen H., Juselius K. [1995], *Cats in Rats. Cointegration analysis of time series*, Estima.
- Johansen S. [1988], « Statistical analysis of cointegration vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254.
- Johansen S. [1991], “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models”, *Econometrica*, 59, p. 1551-1580.

- Johansen S. [1995], *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*, Oxford, Oxford University Press.
- Johansen S., Mosconi R., Nielsen [2001], “Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend”, *Econometrics Journal*, vol. 3, p. 216-249.
- Johansen S., Juselius K. [1990], “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, p. 169-210.
- Johansen S., Juselius K. [1992], “Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK”, *Journal of Econometrics*, 53, p. 211-244.
- Johansen S., Juselius K. [1994], “Identification of the long run and the short run structure : an application to the ISLM model”, *Journal of Econometrics*, 63, p. 7-36.
- Johansen S., Mosconi R., Nielsen B. [2000], “Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend”, *Econometrics Journal*, vol. 3, p. 216-249.
- Juselius K. [1995], “Do purchasing power parity and uncovered interest rate hold in the long run ? An exemple of likelihood inference in a multivariate time-series model”, *Journal of Econometrics*, 69, p. 211-240.
- Kim S. [2001], “International transmission of the US monetary policy shocks : evidence from VAR's”, *Journal of Monetary Economics*, 48, p. 339-372.
- Kim S., Roubini N. [2000], « Exchange rate anomalies in the industrial countries : a solution with a structural VAR approach », *Journal of Monetary Economics*, 45(3), p. 561-586.
- Lardic S., Mignon V. [2002], *Econométrie des series temporelles macroéconomiques et financières*, Economica.
- Mosconi R. [1998], *Malcolm : The theory and practice of cointegration analysis in RATS, GRETA*, Venise.
- Peersman G., Smets F. [2001], “The monetary transmission mechanism in the euro area : more evidence from VAR analysis”, *Working Paper Series*, ECB, n° 91.
- Sims C. [1980], « Macroeconomics and reality », *Econometrica*, 48(1), p. 1-48.
- Sims C. [1986], « Are forecasting models usable for policy analysis ? », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10, winter.
- Sims C., Zha T. [1998], “Does monetary policy generate recessions ?”, *Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper*, 98-12.
- Smets F. [1997], “Measuring monetary policy shocks in France, Germany and Italy : the role of the exchange rate”, *Working Papers*, n° 42, BIS, Basle.

Annexes

Annexe 1 : les tests de spécification

1. Le nombre maximum de retards

Trois critères informationnels sont utilisés : Akaike (AIC), Schwarz (BIC), Hannan-Quinn (HQ). La valeur la plus faible détermine le nombre maximum de retards. Seuls les principaux résultats sont présentés.

Tableau A1 : période 1985 :09 à 2002 :06

nombre de retards	AIC	BIC	HQ
1	-64,85	-64,08	-62,93
2	-65,47	-64,42	-62,86
3	-65,76	-64,43	-62,46
4	-65,75	-64,13	-61,76

2. Les tests de normalité

Nous utilisons les tests de normalité de Jarque-Bera. L'hypothèse de normalité est acceptée lorsque la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse (p-value) dépasse 5 %. Seule la probabilité est indiquée dans le tableau et seul le principal résultat est présenté.

Tableau A2 : période 1985 :09 à 2002 :06

(breaks : 1992 :09)

équation	skewness	kurtosis	sk + kur
1	0,952	0,606	0,874
2	0,939	0,008	0,029
3	0,899	0,128	0,312
4	0,136	0,479	0,255
5	0,798	0,383	0,662
6	0,805	0,012	0,041
système	0,989	0	0,001

Annexe 2 : la composante stationnaire des relations de co-intégration

